Pensions et épargne-retraite des familles

René Morissette et Yuri Ostrovsky

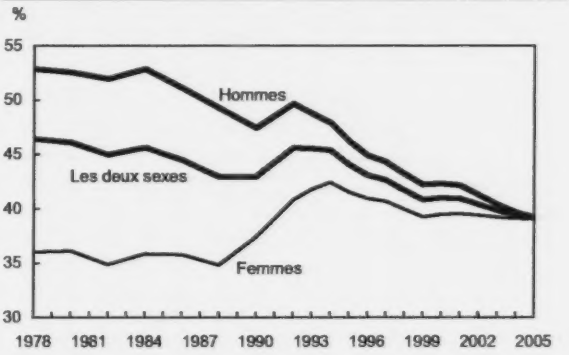
Les familles canadiennes sont-elles mieux préparées à la retraite aujourd'hui que par le passé? Depuis la fin des années 1970, la proportion des employés protégés par un régime de pension agréé (RPA) a chuté (graphique A), le déclin de la protection offerte par les RPA à prestations déterminées ayant plus que neutralisé la hausse de la protection offerte par les régimes à cotisations déterminées. De 1978 à 2005, les employés de sexe masculin ont vu la protection offerte par leur RPA décroître de presque 15 points de pourcentage, tandis que leurs homologues de sexe féminin ont vu la leur s'améliorer à peine. Toutefois, cette stagnation chez les femmes masque deux tendances contradictoires. Entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990, la protection offerte par un RPA chez les femmes âgées de 25 à 34 ans a diminué légèrement, mais a augmenté pour celles âgées de 35 à 54 ans (Morissette et Drolet, 2001).

Cependant, les données sur les particuliers ne peuvent pas servir à déterminer si les familles sont mieux préparées à la retraite maintenant qu'auparavant. Cela dépend, entre autres choses, des changements quant à la mesure dans laquelle les hommes et les femmes qui ont des gains élevés et qui sont bien protégés par un RPA se marient entre eux. Par exemple, la proportion des couples ayant au moins un RPA n'aurait peut-être pas baissé au cours des deux dernières décennies si certains hommes ayant perdu la protection d'un RPA avaient épousé une femme qui avait acquis cette protection.

Cette notion va au-delà de la possibilité toute théorique. Il y a quelques décennies, les femmes mariées à un homme à revenu élevé restaient habituellement à la maison, alors que celles dont le mari gagnait peu travaillaient souvent hors du foyer pour l'aider à boucler un budget familial très serré.

Les auteurs sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut joindre René Morissette au 613-951-3608 et Yuri Ostrovsky au 613-951-4299, ou l'un ou l'autre à perspective@statcan.ca.

Graphique A La protection en matière de pensions des hommes et des femmes a convergé



Source : Statistique Canada, Base de données sur les régimes de pension au Canada

Au cours des années 1970, les femmes mariées à un homme à revenu élevé ont intégré le marché du travail en plus grand nombre. Comme la plupart d'entre elles étaient très scolarisées et qu'en général, les travailleurs très instruits sont souvent protégés par un régime de pension, l'arrivée de ces femmes sur le marché du travail a peut-être accru la protection offerte par un RPA chez les conjointes des travailleurs à revenu élevé. Ce phénomène peut, à son tour, avoir partiellement compensé la diminution de la protection en matière de pensions qu'ont connu certains hommes à revenu élevé.

Bien que les variations de la participation des femmes au marché du travail aient peut-être influé sur la mesure dans laquelle les familles se préparent à la retraite, les changements dans la répartition des gains familiaux ont probablement eu une incidence importante eux aussi. Depuis le début des années 1980, l'inégalité des gains familiaux a augmenté au Canada, les familles se situant au haut de l'échelle de répartition des gains ayant

Tableau 1 Protection en matière de pensions chez les hommes et les femmes

	Employés ayant un RPA[1]				Déclarants cotisant à un RPA[2]			
	Hommes		Femmes		Hommes		Femmes	
	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54
	%							
1984	54,2	69,3	46,7	45,7	..	..	..	..
1986	49,8	66,8	43,4	46,9	27,7	41,5	28,4	33,4
1987	48,6	67,1	41,9	46,5	27,1	40,7	28,1	33,8
1988	49,2	67,0	42,9	49,8	27,0	40,6	28,6	35,5
1989	50,2	68,0	43,7	50,1	26,2	39,9	28,2	36,1
1990	48,5	67,6	43,8	50,2	26,0	39,7	28,6	36,8
1991	..	..	..	..	25,5	39,2	28,7	37,6
1992	..	..	..	..	25,3	39,1	29,3	38,6
1993	46,6	68,2	46,3	52,3	24,8	39,1	29,0	39,0
1994	47,0	70,2	46,0	55,0	23,6	38,2	28,2	39,0
1995	42,6	67,6	40,9	52,9	22,7	37,5	27,4	38,9
1996	43,1	63,8	41,2	52,2	21,7	36,7	26,3	38,6
1997	42,0	63,0	41,0	51,9	21,1	35,9	25,2	37,6
1998	40,5	60,8	39,7	51,7	20,7	34,8	25,0	36,8
1999	43,2	64,1	42,0	53,1	19,7	33,0	24,7	35,8
2000	48,2	63,6	45,6	55,7	19,5	32,1	25,2	35,7
2001	48,2	62,8	44,8	55,6	19,5	31,5	25,4	35,6
2002	45,0	58,2	44,0	50,8	19,9	31,3	26,2	35,9
2003	45,1	60,3	45,5	54,9	21,1	32,8	28,3	38,1
2004	45,4	59,1	42,4	54,8	21,4	32,8	28,8	38,3

1 Emploi principal occupé par des travailleurs rémunérés en mai (EA et EDTR) ou décembre (EAS).
2 Déclarants ayant des salaires et traitements annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'adhésion syndicale, 1984; Enquête sur l'activité, 1986 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004; banque de Données administratives longitudinales, 1986 à 2004

obtenu des hausses de revenu d'emploi beaucoup plus importantes que celles situées au bas de l'échelle (Frenette, Green et Picot, 2006). En l'absence de modifications du taux d'épargne, ces changements dans la répartition du revenu d'emploi familial ont vraisemblablement modifié la répartition de l'épargne-retraite.

Le présent article fait état de l'évolution de la protection en matière de pensions et de l'épargne-retraite des familles entre 1986 et 2004 (voir *Sources des données et définitions*).

Baisse de la protection offerte par un RPA chez les hommes

Tendances depuis le milieu des années 1980

Selon les données de l'EA et de l'EDTR pour la période de 1984 à 2004, le pourcentage des employés protégés par un RPA entre 1986 et 1997 a nettement baissé chez les jeunes hommes (âgés de 25 à 34 ans) et chez les hommes dans la force de l'âge (âgés de 35 à 54 ans), légèrement diminué chez les jeunes femmes et monté chez les femmes dans la force de l'âge (tableau 1). La banque DAL fait ressortir une évolution qualitative similaire en s'appuyant sur le pourcentage des déclarants qui cotisent à un RPA[3].

Les données de l'EDTR et de la banque DAL donnent à penser que la protection en matière de pensions des hommes dans la force de l'âge a fléchi et que celle des jeunes femmes a augmenté entre 1997 et 2004. Cependant, l'EDTR brosse un tableau plus optimiste pour les jeunes hommes et les femmes dans la force de l'âge. Elle semble indiquer que la protection offerte par un RPA s'est légèrement accrue pour ces deux groupes, alors que, selon la banque DAL, elle est demeurée pratiquement inchangée.

La divergence semble tenir au fait que la question utilisée dans l'EDTR pour mesurer la protection en matière de pensions était plus exhaustive en 2000 qu'en 1998. Cela expliquerait pourquoi cette protection s'est accrue de quatre points de pourcentage entre 1998 et 2000 chez les femmes âgées de 35 à 54 ans (selon

Tableau 2 Déclarants[1] ayant un facteur d'équivalence positif

	Hommes		Femmes	
	25 à 34	35 à 54	25 à 34	35 à 54
	%			
1991	37,8	54,7	35,5	43,8
1996	32,9	51,5	33,4	46,0
2001	32,7	47,9	34,4	45,7
2002	32,3	46,6	34,6	45,2
2003	33,0	47,0	36,1	46,3
2004	32,7	46,3	36,2	46,2

1 Gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

l'EDTR), alors que la proportion des déclarantes cotisant à un RPA a diminué d'un point de pourcentage (selon la banque DAL). La reformulation de la question de l'EDTR semble avoir entraîné d'autres fluctuations trompeuses de la protection en matière de pensions. Parmi les hommes et les femmes dans la force de l'âge, la protection a reculé d'environ cinq points de pourcentage entre 2001 et 2002, pour remonter entre 2002 et 2003. Par contre, la banque DAL laisse entrevoir un pourcentage plutôt stable entre 2001 et 2003 (tableau 2). Les résultats combinés donnent à penser que l'analyse des tendances de la protection offerte par un RPA à partir des données de l'EDTR pose problème après 1998. Le reste du présent article s'appuie sur l'établissement d'inférences selon la banque DAL ou la base de données RPAC en matière de protection offerte par un RPA, pour la période de 1998 à 2004.

Néanmoins, il ressort clairement qu'entre 1986 et 2004, la protection offerte par un RPA a baissé pour les jeunes hommes et pour les hommes dans la force de l'âge, qu'elle est demeurée plutôt stable pour les jeunes femmes (se repliant entre 1986 et 1997, pour remonter entre 1997 et 2004), et qu'elle a augmenté pour les femmes dans la force de l'âge.

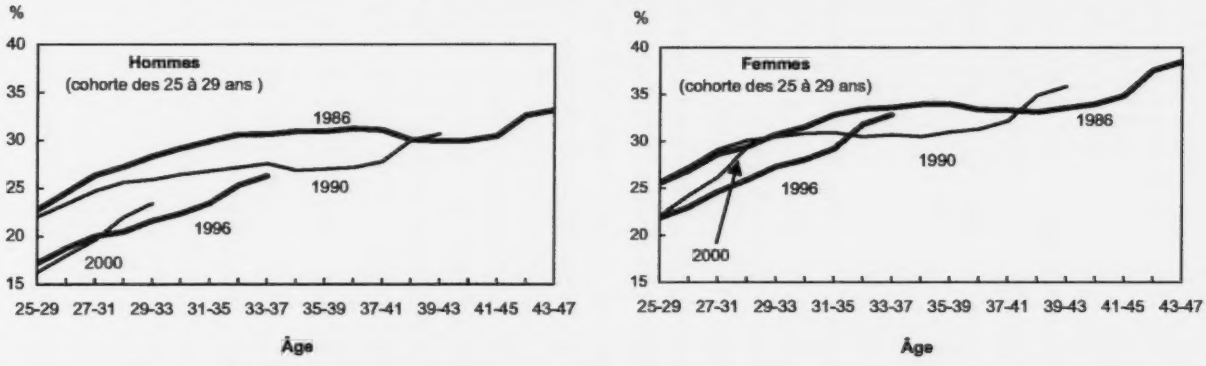
Quelle que soit la mesure utilisée, la proportion des hommes ayant un RPA a diminué chez les hommes mariés ou non (tableau 3). Par exemple, 34 % des hommes mariés âgés de 35 à 54 ans cotisaient à un RPA en 2004, contre 43 % en 1986. En revanche, la protection offerte par un RPA a légèrement diminué chez les femmes qui n'étaient pas mariées, mais elle a augmenté considérablement chez les femmes mariées. En 2004, 38 % des femmes mariées âgées de 35 à 54 ans cotisaient à un RPA, contre 31 % en 1986. Par conséquent, l'écart dans la protection en matière de pensions observé entre les deux groupes au milieu des années

Tableau 3 Déclarants[1] ayant un RPA, selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial

	Hommes				Femmes			
	25 à 34		35 à 54		25 à 34		35 à 54	
	Pas mariés	Mariés[2]	Pas mariés	Mariés[2]	Pas mariées	Mariées[2]	Pas mariées	Mariées[2]
				%				
Cotisant à un RPA								
1986	21,5	31,4	35,9	42,8	29,0	28,0	41,5	30,7
1991	20,8	28,7	33,9	40,5	28,0	29,1	42,4	36,0
1996	16,9	25,0	31,8	37,9	23,0	28,0	41,2	37,7
2001	16,3	21,9	27,9	32,5	23,0	26,9	36,4	35,3
2004	17,9	24,0	29,3	33,9	25,8	30,7	38,4	38,3
Ayant un facteur d'équivalence positif								
1991	30,7	42,6	46,6	56,6	34,4	36,1	49,2	42,0
1996	26,2	37,4	44,4	53,3	29,7	35,3	48,7	45,0
2001	27,9	36,2	42,2	49,6	31,6	36,1	46,4	45,4
2004	28,0	36,2	41,4	47,7	32,7	38,3	46,5	46,1

1 Gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
2 Y compris les unions libres.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Graphique B La protection en matière de pensions a reculé pour tous les nouveaux venus sur le marché du travail, et pour les hommes, l'écart persiste



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

1980 (les femmes qui n'étaient pas mariées étant protégées par un régime de pension beaucoup plus souvent que les femmes mariées en 1986) s'était complètement résorbé en 2004.

La fréquence accrue des RPA chez les femmes mariées dans la force de l'âge traduit probablement à la fois la hausse de leur participation au marché du travail et la protection qu'elles tiraient de leur RPA. Elle donne à penser qu'en ne mettant l'accent que sur la proportion plus faible des maris ayant un RPA, on peut surestimer la baisse du pourcentage des couples ayant au moins un RPA.

Convergence entre les cohortes chez les femmes

Il est important de déterminer si, chez les jeunes hommes, la diminution de la protection offerte par un RPA a entraîné une baisse du profil de leur protection selon l'âge. Autrement dit, la diminution de la protection offerte par un RPA dont ils bénéficiaient à leur entrée sur le marché du travail a-t-elle été entièrement compensée par la hausse plutôt rapide de la protection obtenue dans les années subséquentes?

Pour répondre à cette question, on a étudié quatre cohortes de jeunes hommes et de jeunes femmes, de 1986, 1990, 1996 et 2000, pour voir quel pourcentage d'entre eux ont cotisé à un RPA entre 1986 et 2004 (la cohorte âgée de 25 à 29 ans en 1986), entre 1990 et 2004 (la cohorte de 1990), entre 1996 et 2004 (la cohorte de 1996), et entre 2000 et 2004 (la cohorte de 2000).

À son arrivée sur le marché du travail, la cohorte de jeunes hommes de 1996 affichait une protection offerte par un RPA inférieure de cinq points de pourcentage à celle de la cohorte de 1986 (graphique B). Huit ans plus tard, un écart d'environ quatre points de pourcentage les séparait toujours. Par conséquent, la diminution de la protection offerte par un RPA dans le cas de la cohorte de jeunes hommes de 1996 à l'entrée (par rapport à la cohorte de 1986) n'a pas été entièrement compensée par la croissance relativement rapide de la protection enregistrée au cours des années subséquentes. Il en est autrement des jeunes femmes. Bien que les membres de la cohorte de 1996 aient été moins nombreuses à cotiser à un RPA en entrant sur le marché du travail (comparativement à la cohorte de 1986), on a assisté à une convergence quasi intégrale de la fréquence de leurs cotisations à un RPA au cours des huit années subséquentes. (Une partie de la convergence observée au cours des dernières années reflète peut-être la croissance plutôt rapide de la protection observée chez toutes les cohortes entre 2002 et 2004.)

Sources des données et définitions

Les données sur les régimes de pension au Canada (RPAC) proviennent des autorités de surveillance fédérale et provinciales en matière de pensions. Tous les régimes de pension enregistrés auprès de ces autorités sont compris dans la base de données. La base RPAC fournit une foule de renseignements sur chaque régime de pension (par exemple, les méthodes de calcul des cotisations et des prestations, de même que l'indexation des prestations déterminées et des prestations provenant d'un régime à cotisations déterminées), ainsi que le sexe et la province de résidence des participants à un RPA. Par contre, elle ne fournit pas de renseignements sur des caractéristiques importantes se rapportant au travailleur et à son emploi, comme l'âge, le niveau de scolarité, la profession, l'affiliation syndicale et la taille de l'entreprise. Elle ne peut donc pas servir à mesurer les taux de protection des travailleurs appartenant à différents groupes d'âge, par exemple.

L'Enquête sur l'adhésion syndicale (EAS) de 1984, l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986 à 1990 et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1993 à 2004 regroupent des renseignements sur la protection offerte par un RPA et sur les caractéristiques des travailleurs et de leur emploi.

Comme la formulation des questions de ces enquêtes-ménages servant à mesurer la protection en matière de pensions change quelque peu avec le temps, il est difficile d'établir des inférences pour certains groupes quant à l'évolution de la protection offerte par un RPA, surtout après 1998.

La banque de Données administratives longitudinales (DAL) de Statistique Canada pare à cet inconvénient. Elle fournit deux mesures constantes de la protection offerte par un RPA pour toute la période de 1986 à 2004. Tout comme les enquêtes-ménages, la banque DAL contient des données sur la protection en matière de pensions pour diverses catégories âge-sexe. Cependant, comme ces données reposent sur des dossiers fiscaux, elles ne peuvent servir à analyser la protection offerte par un RPA selon le niveau de scolarité, la profession, l'affiliation syndicale ou l'industrie.

Tous ces ensembles de données peuvent servir à étayer les tendances en matière de protection offerte par un RPA sur le plan individuel. Toutefois, comme la base RPAC, l'EAS et l'EA ne contiennent aucun identificateur lié à la famille, elles ne peuvent indiquer les tendances à l'échelle familiale. Vu la taille importante de son échantillon, la banque DAL permet d'étudier l'évolution de la protection en matière de pensions chez les couples, les familles monoparentales et les personnes seules au cours de la période de 1986 à 2004.

Entre 1984 et 1998, l'EAS, l'EA et l'EDTR ont mesuré la protection offerte par les régimes de pension en posant la question suivante aux employés :

« Êtes-vous couvert(e) par un régime de pension se rattachant à cet emploi? (Ne tenez pas compte du RPC, du RRQ, des régimes de participation différée aux bénéfices ni des régimes personnels d'épargne-retraite.) »

En 1999, en 2000 et en 2001, la question de l'EDTR a été changée pour la suivante :

« Dans votre emploi chez cet employeur, aviez-vous un régime de pension de l'employeur? »

D'autres questions ont été posées pour déterminer si les répondants cotisaient à leur régime de pension, participaient à un REER collectif ou si leur employeur cotisait à leur REER collectif.

En 2002, l'EDTR a modifié de nouveau sa question :

« Dans votre emploi chez cet employeur, aviez-vous un régime de fonds de pension de l'employeur *en excluant* le REER collectif? »

Les questions supplémentaires concernant les cotisations des employés à leur régime de pension, leur participation à un REER collectif et la cotisation de leur employeur à un REER collectif sont restées inchangées. Puis, en 2003 et en 2004, l'EDTR a repris le libellé utilisé de 1999 à 2001. Les questions concernant la cotisation des employés à leur régime de pension et la cotisation de leur employeur à un REER collectif sont restées inchangées, tandis que celle concernant la participation des employés à un REER collectif a été modifiée.

Ces changements dans la formulation des questions ont peut-être influé sur les tendances concernant la protection en matière de pensions qui se dégagent des données de l'EDTR. Étant donné que la troisième version exclut explicitement le REER collectif alors que la deuxième ne le fait pas, certains répondants interrogés de 1999 à 2001 ou de 2003 à 2004 peuvent avoir indiqué qu'ils participaient à un REER collectif. Si c'est le cas, la protection en matière de pensions, mesurée par l'EDTR, devrait artificiellement chuter entre 2001 et 2002, pour remonter entre 2002 et 2003. Cette configuration illusoire en forme de U s'observe effectivement chez les hommes et les femmes âgés de 35 à 54 ans.

La banque DAL fournit le pourcentage des déclarants qui participent à un RPA contributif et celui des déclarants bénéficiant d'un facteur d'équivalence positif, qui sont les plus susceptibles d'adhérer à un RPA[1]. La première mesure, qui touche à peu près les trois quarts de tous les participants à un RPA, remonte à 1986, alors que la seconde ne remonte qu'à 1991. Toutes deux permettent de comparer les tendances de la protection en matière de pensions sur le plan individuel avec celles dérivées des données de l'EA et de l'EDTR.

La banque DAL contient des renseignements sur les cotisations des particuliers à un RPA et à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER)[2]. À partir de ces deux variables, il est possible d'évaluer si l'épargne-retraite des particuliers et des familles a augmenté depuis le milieu des années 1980. Comme ces deux variables ne tiennent pas compte de la cotisation de l'employeur au RPA, elles ne peuvent évaluer que partiellement la mesure dans laquelle les Canadiens se préparent pour la retraite. La cotisation de l'employeur au RPA est saisie au moyen de la variable du facteur d'équivalence.

Le repli de la protection offerte par un RPA : pourquoi?

Les analystes ont avancé un certain nombre d'explications quant au recul de la protection offerte par un RPA au cours des deux dernières décennies. Premièrement, l'accroissement de la concurrence — de l'étranger ou au sein d'une industrie — peut avoir incité les entreprises existantes à comprimer les coûts de main-d'œuvre en éliminant certains régimes de pension. Les nouvelles entreprises qui s'attaquent à un marché peuvent aussi avoir évité d'offrir des régimes de pension pour maximiser leurs chances de survie durant leurs premières années d'activité. Deuxièmement, l'augmentation des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ peut avoir joué un rôle (Frenken, 1996). Troisièmement, la hausse des frais d'administration (comme celle des honoraires versés aux actuaires dans le cas de régimes à prestations déterminées) peut avoir incité les entreprises à délaisser le RPA au profit d'un REER collectif ou à n'offrir aucun régime de retraite. Quatrièmement, les modifications législatives apportées durant les années 1980 et au début des années 1990 à l'acquisition de droits, à l'immobilisation des cotisations et au partage des coûts peuvent avoir accru les coûts des régimes de pension. (Bon nombre d'experts en matière de pensions font aussi état des décisions judiciaires qui obligent les répondants d'un régime à partager les surplus de la caisse de retraite avec les prestataires.) Cinquièmement, les taux de cotisation des employés et les taux de rendement des marchés des capitaux étant maintenus constants, la hausse de l'espérance de vie des travailleurs fait en sorte que les régimes à prestations déterminées sont devenus plus coûteux pour les employeurs. Sixièmement, au cours des dernières années, la faiblesse des taux d'intérêt à long terme a également fait grimper les coûts des RPA à prestations déterminées. Septièmement, on a parfois soutenu que les employeurs avaient réagi à l'accroissement (supposé) du « goût de la mobilité » des travailleurs d'aujourd'hui en offrant d'autres avantages sociaux, comme des REER collectifs, plutôt que des RPA ordinaires à prestations déterminées.

On pourrait proposer deux autres explications liées au recul de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980. L'emploi s'est déplacé vers des industries à faible protection, et les emplois syndiqués (dont bon nombre offrent des RPA) sont devenus relativement moins importants à cause de la baisse du taux de syndicalisation au Canada (Morissette et Drolet, 2001). Les données de l'EA de 1986 et de l'EDTR de 1997 ainsi que les décompositions d'Oaxaca-Blinder appliquées aux modèles selon l'âge et le sexe montrent que ces deux facteurs représentent au moins les trois quarts du repli de la protection offerte par un RPA aux hommes et aux jeunes femmes entre 1986 et 1997. Plus précisément, le recul de la syndicalisation constitue au moins 40 % du déclin de la protection offerte par un RPA à ces groupes.

Pour produire d'autres données probantes sur l'importance des transferts d'emploi interindustriels et de la désyndicalisation dans le recul de la protection offerte par un RPA, on peut mettre en commun les microdonnées de l'EA de 1986 et de l'EDTR de 1997 afin d'estimer des régressions individuelles (en ajoutant des contrôles pour l'industrie ou l'affiliation syndicale à un terme constant et un indicateur binaire égal à 1 pour les données de 1997 ou à 0 pour les autres) [tableau 4]. Les modèles

Tableau 4 Syndicalisation et protection offerte par un RPA, 1986 à 1997

	Les deux sexes	Hommes	Femmes
		point de %	
Régressions au niveau individuel[1]			
Sans contrôle	-2,5	-5,3	1,3
Industrie	0,0	-2,2	2,9
Affiliation syndicale	0,3	-1,5	2,7
Valeur β	(0,48)	(0,44)	(0,51)
Industrie et affiliation syndicale	1,5	-0,1	3,4
Valeur β	(0,39)	(0,35)	(0,42)
Régressions au niveau de l'industrie[2]			
Pondérées, valeur β	(0,56)	(0,39)	(0,75)
Non pondérées, valeur β	(0,45)	(0,60)	(0,56)

1 Travailleurs rémunérés âgés de 25 à 54 ans et occupant leur emploi principal en décembre 1986 ou décembre 1997.
2 La variable dépendante correspond à la variation du pourcentage des travailleurs protégés par un RPA dans une industrie donnée au cours de la période de 1986 à 1997.
Nota : Dans les deux régressions, la variable de l'affiliation syndicale est statistiquement significative au niveau de 5 % (test bilatéral).
Sources : Statistique Canada, Enquête sur l'activité, 1986; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1997; calculs des auteurs

sans contrôle (ceux qui comportent uniquement un terme constant et l'indicateur binaire susmentionné) indiquent que la protection offerte par un RPA aux hommes âgés de 25 à 54 ans a reculé de 5,3 points de pourcentage de 1986 à 1997. L'ajout d'un contrôle pour l'industrie (code à 2 chiffres) réduit cette baisse à 2,2 points, alors que l'ajout d'une variable de contrôle pour l'affiliation syndicale la réduit encore davantage, soit à 1,5 point de pourcentage. Lorsqu'on ajoute les deux contrôles, la baisse disparaît presque, ce qui donne à penser — comme l'ont mentionné Morissette et Drolet, 2001 — que les transferts d'emploi vers des industries à faible protection et la désyndicalisation ont représenté une part importante du recul de la protection offerte aux hommes par un RPA[4]. On tire des conclusions qualitatives semblables en combinant les résultats des hommes et ceux des femmes.

On pourrait soutenir que le recul de la syndicalisation s'est accompagné de plusieurs autres facteurs : l'accroissement de la concurrence entre les entreprises, la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et les modifications législatives. Comme les régressions individuelles ne tiennent pas compte de ces facteurs, elles risquent de surestimer l'incidence de la désyndicalisation. Selon un point de vue extrême, la désyndicalisation serait simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries. L'accroissement de la concurrence entre les entreprises a peut-être varié selon les industries, mais il est raisonnable de supposer que la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et les modifications législatives ont pu influer dans la même mesure sur la protection offerte par un RPA dans toutes les industries.

Selon cette supposition, l'hypothèse selon laquelle la désyndicalisation est simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries peut être testée au moyen de l'équation suivante :

$$(1)\ Y_{jt} = a_j + \beta\, SYND_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{jt}$$

où a_j est un effet fixe spécifique à l'industrie, Y_{jt} et $SYND_{jt}$ dénotent respectivement le pourcentage de travailleurs protégés par un RPA et le pourcentage de travailleurs syndiqués de l'industrie j durant l'année t, et ε_{jt} est un terme d'erreur. Le terme α_t correspond à l'incidence des facteurs non mesurés qui influent uniformément sur la protection offerte par un RPA dans toutes les industries. La différence d'ordre 1 de l'équation donne le modèle suivant :

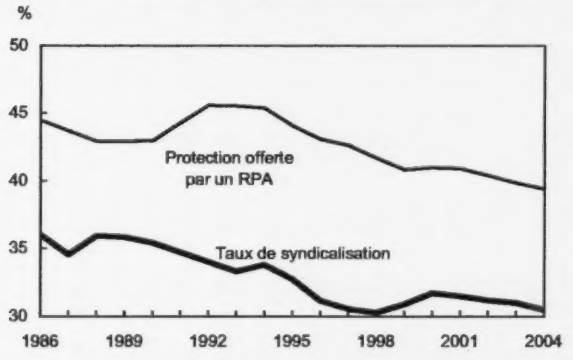
$$(2)\ \Delta Y_j = \beta \Delta SYND_j + \alpha' + \Delta\varepsilon_j$$

où les variations de la protection offerte par un RPA au sein de l'industrie au cours de la période de 1986 à 1997, ΔY_j, sont liées aux variations du taux de syndicalisation dans diverses industries, $\Delta SYND_j$, et où $\alpha' \equiv \alpha \cdot 11$. Si la désyndicalisation est simplement une approximation de facteurs non mesurés ayant réduit uniformément la protection offerte par un RPA dans toutes les industries, β devrait alors égaler zéro lorsqu'on estime l'équation (2). Inversement, si la désyndicalisation a réduit la protection offerte par un RPA, les industries ayant connu une baisse de la syndicalisation devraient aussi avoir connu une baisse de la protection offerte par un RPA. Selon cette deuxième hypothèse, β serait positif.

Les chiffres laissent fortement supposer que la désyndicalisation a contribué à réduire la protection offerte par un RPA. Quels que soient les échantillons utilisés, les valeurs β de l'équation (2) se situent entre 0,39 et 0,75, ce qui donne à penser que les industries ayant connu une baisse supplémentaire de 10 points de pourcentage de la syndicalisation ont aussi connu une baisse supplémentaire d'au moins quatre points de la protection offerte par un RPA. En outre, ces estimations de l'incidence de la désyndicalisation sont très semblables à celles que produisent les régressions individuelles : les valeurs se situent entre 0,35 et 0,51. À moins que les industries ayant connu un recul marqué de la syndicalisation n'aient aussi connu un fort accroissement de la concurrence, les chiffres donnent donc à penser que la désyndicalisation a eu une incidence appréciable sur la protection offerte aux travailleurs par un RPA durant la période de 1986 à 1997.

L'incidence de la syndicalisation sur la protection offerte par un RPA a probablement diminué après 1997, la protection offerte par un RPA ayant continué de reculer, même si le taux de syndicalisation a peu varié entre 1998 et 2004 (graphique C). Par contre, les transferts d'emploi vers des industries à faible protection semblent avoir persisté. On le constate en appliquant la répartition de l'emploi selon l'industrie de 2004 (codes à 4 chiffres du SCIAN) au vecteur de 1997 des valeurs spécifiques à l'industrie se rapportant à la protection offerte par un RPA (obtenues d'après l'EDTR de 1997) : dans l'ensemble, la protection offerte par un RPA baisse d'à peu près 1,5 point de pourcentage

Graphique C L'incidence de la syndicalisation sur la protection offerte par un RPA s'est amoindrie



Sources : Statistique Canada, Base de données sur les régimes de pension au Canada; Enquête sur l'activité, 1986 à 1990; Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004

par rapport aux valeurs de 1997[5]. Comme les données sur les RPAC semblent indiquer que la protection offerte par un RPA a chuté d'environ trois points de pourcentage entre 1998 et 2005 (tableau 5), les transferts d'emploi interindustriels semblent avoir grandement contribué à cette tendance durant la période de 1986 à 1997 et par la suite.

Pourquoi observe-t-on un repli de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980? Ce phénomène est probablement attribuable à une foule de facteurs. L'incidence de certains facteurs — par exemple, l'accroissement de la concurrence entre les entreprises et la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs — étant difficile à quantifier, il est pratiquement impossible d'effectuer une décomposition complète des sources. Néanmoins, des données probantes laissent fortement supposer que la désyndicalisation et les transferts d'emploi vers des secteurs à faible protection ont joué un rôle important. En outre, si le recul de la protection offerte par un RPA depuis le milieu des années 1980 dépend sans doute d'une foule de facteurs, l'incidence de certains — comme la syndicalisation et la faiblesse des taux d'intérêt à long terme — a nettement évolué avec le temps.

Faible baisse de la protection offerte par un RPA à l'échelle familiale

La proportion de familles ayant au moins un RPA dépend de la proportion de titulaires d'un RPA chez les hommes et les femmes en âge de travailler ainsi que de la mesure dans laquelle les personnes ayant un RPA se marient entre elles. La proportion de titulaires d'un RPA durant l'année t est donnée par l'équation suivante :

$$(3)\ RPA_t/POP_t = [RPA_t/E_t] * [E_t/PA_t] * [PA_t/POP_t]$$

où RPA_t, E_t, PA_t et POP_t représentent des personnes âgées de 15 ans et plus et dénotent respectivement le nombre de participants à un RPA, le nombre d'em-

Tableau 5 Personnes ayant un RPA[1]

	Hommes				Femmes			
	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP
	%							
1978	52,9	83,0	77,6	34,1	36,0	83,5	46,5	14,0
1984	52,9	77,9	76,9	31,6	35,8	81,2	53,0	15,4
1988	49,3	81,6	76,8	30,9	34,8	83,6	56,5	16,4
1994	47,9	77,4	73,3	27,2	42,4	81,3	57,7	19,9
1998	43,2	79,4	72,2	24,8	39,9	81,8	57,8	18,9
2003	40,4	81,9	73,0	24,2	39,2	85,0	60,9	20,3
2005	39,2	82,5	73,2	23,7	39,1	85,7	62,0	20,8

1 Personnes de 15 ans et plus.
Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active; Base de données sur les régimes de pension au Canada

ployés (y compris les travailleurs autonomes constitués en société), la population active et la population en âge de travailler[6]. Il est clair que la proportion de titulaires d'un RPA chez les personnes en âge de travailler dépend de trois facteurs : la protection offerte aux employés par un RPA [RPA_t/E_t], la proportion d'employés parmi les personnes actives [E_t/PA_t] et le taux d'activité [PA_t/POP_t]. Un fléchissement de la protection offerte aux employés par les pensions n'entraîne donc pas nécessairement une baisse de la proportion de personnes ayant un RPA. Par exemple, la proportion de femmes ayant un RPA pourrait augmenter avec le temps si une hausse des taux d'activité des femmes compensait amplement une baisse de leur protection en matière de pensions.

Le déclin de la protection offerte aux hommes par un RPA entre 1978 et 2005, allié à un léger recul de leur taux de participation, a fait chuter de 10 points de pourcentage la proportion d'hommes ayant un RPA. Par contre, le pourcentage de femmes ayant un RPA a augmenté, grâce à une forte hausse de l'activité sur le marché du travail et à une légère progression de la protection offerte par un RPA. En 2005, 21 % des femmes en âge de travailler avaient un RPA, contre seulement 14 % en 1978. La participation croissante des femmes à un RPA a presque entièrement compensé la baisse de la proportion d'hommes ayant un RPA. Par conséquent, le pourcentage global de personnes ayant un RPA a peu varié, passant de 24 % en 1978 à 22 % en 2005. En divisant la valeur RPA_t par le nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans, on obtient des estimations correspondantes de 27 % pour 1978 et de 26 % pour 2005 (données non montrées). Pris ensemble, ces chiffres semblent indiquer que le pourcentage de couples ayant au moins un RPA a peu varié au cours des deux dernières décennies.

En 2004, environ la moitié des jeunes couples et près des deux tiers des couples dans la force de l'âge avaient au moins un RPA (tableau 6). Fait plus important, les couples n'ont pas connu de baisse importante de la protection en matière de pensions au cours des deux dernières décennies. Si le pourcentage de couples ayant au moins un RPA a fléchi, le recul a cependant été modéré, de l'ordre de trois à cinq points de pourcentage seulement.

Pourquoi? Parce que la proportion accrue de conjointes ayant un RPA a contribué à atténuer une baisse considérable de la proportion de conjoints ayant un RPA. Par exemple, la participation à un RPA chez les maris âgés de 35 à 54 ans a fortement diminué, passant de 56,7 % en 1991 à 47,7 % en 2004. Par contre, la participation à un RPA a augmenté de plus de cinq points de pourcentage chez leurs conjointes. Les couples dont les deux conjoints avaient un RPA ont

Tableau 6 Couples[1] ayant un RPA

	Mari[2], 25 à 34 ans				Mari[2], 35 à 54 ans			
	Aucun	Mari seulement	Femme seulement	Les deux	Aucun	Mari seulement	Femme seulement	Les deux
				%				
Cotisant à un RPA								
1986	57,9	23,2	10,7	8,2	48,5	31,6	8,6	11,3
1991	58,8	19,9	12,5	8,9	47,9	26,4	11,5	14,2
1996	62,7	17,1	12,3	7,8	49,5	23,9	12,7	13,9
2001	64,6	14,7	13,1	7,5	53,5	20,0	14,0	12,5
2004	60,9	14,9	14,8	9,4	51,0	19,7	15,1	14,2
Ayant un facteur d'équivalence positif								
1991	45,0	28,5	12,3	14,2	33,5	36,2	9,8	20,5
1996	49,7	24,6	12,9	12,8	35,5	32,4	11,4	20,7
2001	49,3	22,7	14,1	13,9	37,2	28,4	13,2	21,2
2004	48,4	21,4	15,3	14,9	38,1	26,4	14,2	21,3

1 Y compris les unions libres.
2 Le mari touche annuellement un salaire et traitement d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

bénéficié d'une partie de cette hausse (0,8 point de pourcentage). Par conséquent, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a reculé de moins de cinq points de pourcentage (passant de 66,5 % à 61,9 %), soit environ la moitié de la baisse de neuf points chez les maris dans la force de l'âge ayant un RPA. La proportion croissante de conjointes ayant un RPA a également atténué la baisse de la protection offerte par un RPA chez les jeunes couples[7].

Si la proportion de couples ayant au moins un RPA a fléchi légèrement, celle des couples dont les deux conjoints détiennent un RPA a peu varié. En 1991 comme en 2004, environ 15 % des jeunes couples et un cinquième des couples dans la force de l'âge avaient deux RPA[8].

Tendances semblables pour les divers niveaux de gains

Il est possible que ces moyennes masquent des différences significatives entre les segments de la répartition des gains. Comme on pouvait s'y attendre, les couples à revenu élevé sont beaucoup mieux protégés par un RPA que leurs homologues à faible revenu (tableau 7). Durant la période de 1991 à 2004, à peu près 80 % des couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur de la répartition des gains avaient au moins un RPA et au moins 40 % d'entre eux en avaient deux. Par contre, le quart seulement de leurs homologues du cinquième inférieur avaient au moins un RPA et très peu (2 % au plus) en détenaient deux. Le pourcentage de couples ayant au moins un RPA n'a pourtant pas diminué davantage chez les couples des tranches inférieures que chez ceux des tranches supérieures : entre 1991 et 2004, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a reculé respectivement d'environ trois, cinq et six points de pourcentage dans les cinquièmes inférieur, intermédiaire et supérieur. Parallèlement, la proportion ayant deux RPA a chuté de six points dans la tranche supérieure, mais augmenté de quatre points dans la tranche intermédiaire. La participation à un RPA s'est donc polarisée chez les couples de la « classe moyenne », ces derniers étant devenus plus susceptibles non seulement de ne pas avoir de RPA, mais aussi d'en avoir deux.

Tableau 7 Couples dans la force de l'âge ayant un RPA, selon les gains[1]

	1991	1996	2001	2004
Ayant un facteur d'équivalence positif			%	
20 % inférieurs				
Aucun	73,1	76,2	75,3	75,6
Mari	20,4	17,1	16,7	15,4
Femme	5,1	5,3	6,2	7,1
Les deux	1,4	1,3	1,8	1,9
20 % intermédiaires				
Aucun	23,3	24,3	26,6	27,9
Mari	49,1	45,0	37,7	34,7
Femme	11,7	14,0	16,0	17,3
Les deux	15,9	16,7	19,7	20,1
20 % supérieurs				
Aucun	16,7	18,2	21,9	22,4
Mari	26,1	23,7	22,2	21,1
Femme	10,0	11,9	14,4	15,3
Les deux	47,1	46,2	41,4	41,2

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994) et est âgé de 35 à 54 ans.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Croissance inégale de l'épargne-retraite

La protection en matière de pensions fournit des renseignements utiles sur une composante importante de la rémunération totale des travailleurs et des régimes de retraite des familles, mais elle n'indique pas dans quelle mesure les familles canadiennes se préparent à la retraite. On peut aborder cette question en examinant l'évolution des cotisations à des programmes d'épargne-retraite donnant droit à une aide fiscale[9].

En moyenne, les couples canadiens semblent mieux préparés à la retraite aujourd'hui qu'il y a deux décennies : durant la période de 1986 à 2004, l'épargne-retraite moyenne des couples a augmenté. Ensemble, les cotisations des jeunes couples à un RPA et à un REER sont passées de 2 000 $ en 1986 à 3 300 $ en 2004 (tableau 8). De même, les couples dans la force de l'âge ont vu leurs cotisations à un RPA et à un REER passer de 3 900 $ en 1986 à 5 400 $ en 2004. Chez les jeunes couples comme chez les couples dans la force de l'âge, l'augmentation des cotisations totales est surtout attribuable à la hausse des cotisations à un REER de la part des maris. Dans les deux cas, les cotisations de ces derniers à un RPA ont, en moyenne, diminué. Toutefois, ce repli a été amplement compensé par la hausse des cotisations des conjoints et des conjointes à un REER. Si l'on additionne les facteurs d'équivalence et les cotisations à un REER, il semble également que l'épargne-retraite des familles biparentales a augmenté

Tableau 8 Cotisations moyennes à un RPA et à un REER et facteur d'équivalence chez les couples[1]

	Mari, 25 à 34 ans				Mari, 35 à 54 ans			
	Mari		Femme		Mari		Femme	
	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER	RPA/FE	REER
				$				
Cotisations à un RPA et un REER								
1986	600	800	300	300	1 200	1 700	400	600
1991	600	1 000	300	400	1 100	2 000	500	800
1996	500	2 000	300	900	1 000	3 300	500	1 400
2001	400	1 900	300	900	800	2 900	500	1 300
2004	500	1 600	400	800	1 000	2 600	600	1 200
Cotisations à un REER et facteur d'équivalence[2]								
1991	1 600	1 000	700	400	3 100	2 000	1 000	800
1996	1 400	2 000	700	900	2 900	3 300	1 100	1 400
2001	1 500	1 900	900	900	3 000	2 900	1 400	1 300
2004	1 600	1 600	1 000	800	3 000	2 600	1 500	1 200

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
2 En dollars de 2002.
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Tableau 9 Cotisations à un régime de retraite chez les couples selon les gains[1]

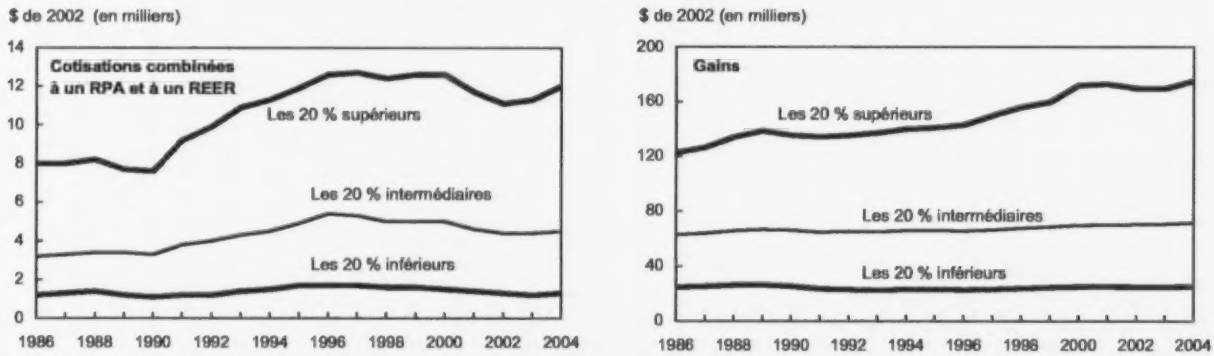
	Mari, 25 à 34 ans			Mari, 35 à 54 ans		
	20 % inférieurs	20 % intermédiaires	20 % supérieurs	20 % inférieurs	20 % intermédiaires	20 % supérieurs
				$		
REER et RPA combinés						
1986	400	1 600	4 600	1 200	3 200	8 000
1991	400	1 800	5 400	1 200	3 800	9 200
1996	600	3 000	8 800	1 700	5 400	12 600
2001	500	2 600	8 600	1 400	4 600	11 700
2004	400	2 400	8 100	1 300	4 500	12 000
REER et facteur d'équivalence combinés						
1991	500	3 000	8 900	1 500	6 000	14 600
1996	700	4 000	12 100	2 000	7 600	18 200
2001	600	3 900	12 600	1 800	7 400	18 100
2004	600	3 800	12 100	1 600	7 200	18 000

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

au cours de la période de 1991 à 2004. Toutefois, selon cette mesure élargie, plus de la moitié de l'augmentation de l'épargne-retraite est attribuable à la hausse des facteurs d'équivalence et des cotisations à un REER des conjointes.

La hausse des cotisations totales diffère de façon marquée selon les segments de la répartition des gains. Entre 1986 et 2004, les jeunes couples et les couples dans la force de l'âge du cinquième supérieur de la répartition des gains ont vu leurs cotisations combinées à un REER et à un RPA augmenter respectivement de 3 500 $ et de 4 000 $ (tableau 9)[10]. Ceux du cinquième intermédiaire ont aussi connu une croissance significative. Par contre, leurs homologues de la tranche inférieure ont vu stagner la somme de leurs cotisations à un REER et à un RPA, bien que les couples dans la force de l'âge aient enregistré une

Graphique D La hausse de l'inégalité de l'épargne-retraite reflète la croissance de l'inégalité des gains



Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

certaine progression durant la deuxième moitié des années 1990[11]. On peut tirer des conclusions qualitatives semblables au sujet de la somme des facteurs d'équivalence et des cotisations à un REER.

La répartition de l'épargne-retraite est donc devenue plus inégale. En 1986, les cotisations combinées à un REER et à un RPA versées par les couples de la tranche supérieure étaient d'au moins 4 200 $ (ou au moins 6,7 fois) plus élevées, en moyenne, que celles versées par leurs homologues de la tranche inférieure. En 2004, les cotisations combinées des premiers étaient d'au moins 7 700 $ (ou au moins 9,2 fois) plus élevées, en moyenne, que celles des seconds. Selon la mesure élargie de l'épargne-retraite, on observe des tendances semblables de 1991 à 2004. L'accroissement de l'inégalité de l'épargne-retraite est certainement lié en partie à celui de l'inégalité des gains familiaux, observé entre 1986 et 2004 (graphique D). Les couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur ont vu leurs gains moyens passer de 122 700 $ (en dollars de 2002) à 175 100 $. Par contre, le revenu d'emploi de leurs homologues du cinquième inférieur n'a pratiquement pas augmenté (passant de 24 600 $ en 1986 à 25 000 $ en 2004) [12].

Chez les couples dans la force de l'âge, l'épargne-retraite des femmes reste inférieure à celle des hommes, en partie à cause de leur taux d'activité inférieur (tableau 10). En général, toutefois, grâce à l'accroissement de leur activité sur le marché du travail, l'épargne-retraite

Tableau 10 Facteur d'équivalence et cotisations à un REER des deux conjoints chez les couples dans la force de l'âge, selon les gains[1]

	1991	1996	2001	2004
			$	
20 % inférieurs				
Mari				
FE	400	300	400	400
REER	800	1 200	900	800
Femme				
FE	100	100	100	100
REER	200	400	400	300
20 % intermédiaires				
Mari				
FE	3 000	2 900	2 900	2 900
REER	1 800	2 900	2 500	2 200
Femme				
FE	600	800	1 100	1 200
REER	600	1 000	1 000	900
20 % supérieurs				
Mari				
FE	6 100	5 800	5 600	5 600
REER	3 800	6 200	5 900	5 600
Femme				
FE	2 900	3 000	3 400	3 700
REER	1 900	3 200	3 200	3 000

1 Le mari touche des gains annuels d'au moins 1 000 $ (dollars de 1994).
Source : Statistique Canada, banque de Données administratives longitudinales

Annexe

Dans le tableau suivant, on reproduit le tableau 5 en redéfinissant la valeur RPA_t comme le nombre de participants à un RPA à prestations déterminées. De 1978 à 2005, le pourcentage d'hommes ayant un RPA à prestations déterminées est passé de 32 % à 19 %, celui des femmes, de 13 % à 17 %, et le pourcentage de personnes, de 22 % à 18 %. Si l'on prend comme dénominateur le nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans, le pourcentage de personnes ayant un RPA à prestations déterminées passe de 25 % à 21 %.

Personnes ayant un RPA à prestations déterminées[1]

	Hommes				Femmes			
	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP	RPA/E	E/PA	PA/POP	RPA/POP
				%				
1978	48,9	83,0	77,6	31,5	34,5	83,5	46,5	13,4
1984	48,9	77,9	76,9	29,2	33,7	81,2	53,0	14,5
1988	44,9	81,6	76,8	28,1	32,0	83,6	56,5	15,1
1994	42,3	77,4	73,3	24,0	38,3	81,3	57,7	17,9
1998	36,5	79,4	72,2	20,9	35,1	81,8	57,8	16,6
2003	32,5	81,9	73,0	19,4	33,1	85,0	60,9	17,1
2005	30,9	82,5	73,2	18,7	32,7	85,7	62,0	17,4

1 Personnes âgées de 15 ans et plus.
Sources : Statistique Canada, Enquête sur la population active; Base de données sur les régimes de pension au Canada

des femmes a augmenté plus que celle des hommes au cours de la période de 1991 à 2004. Par exemple, chez les couples dans la force de l'âge appartenant au cinquième supérieur, l'épargne-retraite des femmes a augmenté de 1 900 $. Dans le cinquième intermédiaire, elle a augmenté de 900 $. Par contre, l'épargne-retraite des hommes a progressé respectivement de 1 300 $ et de 300 $. La part de l'épargne des conjointes a donc augmenté.

Sommaire

Depuis la fin des années 1970, la proportion d'employés protégés par un RPA a diminué, les employeurs ayant délaissé les régimes à prestations déterminées dans une plus large mesure qu'ils n'ont accru l'offre de RPA à cotisations déterminées. L'accroissement de la concurrence entre les entreprises, la prolongation de l'espérance de vie des travailleurs, la hausse des cotisations des employeurs au RPC ou au RRQ et à l'AE, les modifications législatives des années 1980 et la faiblesse des taux d'intérêt à long terme au cours des dernières années ont sans doute joué un rôle, mais les transferts d'emploi vers des industries à faible protection et la désyndicalisation semblent avoir été des facteurs déterminants du recul de la protection offerte par un RPA entre le milieu des années 1980 et la fin des années 1990.

Alors que la baisse marquée de la protection offerte aux hommes par un RPA et le léger recul de leur participation globale au marché du travail ont causé une diminution importante de la proportion ayant un RPA, l'accroissement considérable de l'activité des femmes sur le marché du travail et, dans une moindre mesure, la légère hausse de leur taux de protection global ont presque entièrement compensé ces tendances. Par conséquent, le pourcentage global de titulaires d'un RPA chez les personnes en âge de travailler n'a guère varié : en 1978 et en 2005, à peu près le quart des Canadiens âgés de 15 à 64 ans avaient un RPA.

Abstraction faite des effets de substitution possibles entre les hommes et les femmes d'âges et de niveaux de compétence différents, la participation accrue des conjointes au marché du travail a eu une incidence positive sur la protection offerte aux familles par un RPA. Plus précisément, les conjointes des hommes dans la force de l'âge ayant accru leur activité sur le marché du travail et leur protection offerte par un RPA, la proportion de couples dans la force de l'âge ayant au moins un RPA a diminué beaucoup moins que celle des maris dans la force de l'âge ayant un RPA. Par conséquent, les couples canadiens n'ont connu qu'un recul modéré (plutôt que considérable) de la protection offerte par un RPA au cours des deux dernières décennies.

En moyenne, les familles canadiennes sont mieux préparées à la retraite aujourd'hui que leurs homologues ne l'étaient par le passé, mais cette tendance n'est pas généralisée. Les familles biparentales qui se situent dans les 20 % inférieurs de la répartition des gains ne sont pas mieux préparées à la retraite aujourd'hui que par le passé. Toutefois, celles qui se situent dans les 20 % supérieurs semblent mieux préparées. Les cotisations des familles canadiennes à un régime de retraite, qui étaient passablement inégales au milieu des années 1980, sont devenues encore plus inégales au cours des deux dernières décennies. Dans une grande mesure, l'inégalité accrue de l'épargne-retraite semble refléter la forte hausse de l'inégalité des gains familiaux au cours des deux dernières décennies. Cette inégalité croissante des gains familiaux dépend à son tour de la dispersion grandissante de la composante permanente des gains familiaux, plutôt que de facteurs de nature transitoire (Morissette et Ostrovsky, 2005).

Plusieurs mises en garde s'imposent. Premièrement, la présente étude a porté sur l'évolution de la préparation à la retraite depuis le milieu des années 1980, et non la mesure dans laquelle l'épargne-retraite d'aujourd'hui est suffisante pour maintenir le niveau de vie à l'âge de la retraite. Deuxièmement, on a évalué la préparation à la retraite à l'aide de deux mesures différentes : la première est fondée sur la somme des cotisations à un régime de pension agréé (RPA) et à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) et la deuxième, sur la variable du facteur d'équivalence, qui ajoute implicitement les cotisations de l'employeur à un RPA. Toutefois, on n'a tenu compte ni du remplacement du RPA à prestations déterminées par le RPA à cotisations déterminées (et de son incidence sur la sécurité économique des travailleurs canadiens), ni de la longévité accrue des personnes âgées. Ces deux facteurs influeront manifestement le niveau de vie des familles après la retraite.

Des recherches récentes ont montré qu'entre le début des années 1980 et le milieu des années 1990, la maturation du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec a entraîné une réduction considérable de l'inégalité du revenu chez les personnes âgées (Myles, 2000). Une partie de cette réduction de l'inégalité risque de disparaître au cours des prochaines années puisque l'inégalité croissante des cotisations des familles en vue de la retraite pourrait, en l'absence de facteurs compensatoires, accroître l'inégalité de la répartition du revenu familial chez les personnes âgées.

Perspective

Notes

1 Le facteur d'équivalence est la somme des crédits de pension accumulés pour l'année, si tel est le cas, pour chaque régime de participation différée aux bénéfices et pour chaque disposition à prestations déterminées d'un RPA. Le taux de participation aux régimes de participation différée aux bénéfices est très faible par rapport à celui des RPA : en 1993, le premier ne représentait que 7 % du second (Frenken, 1995). Par conséquent, la variation du pourcentage de déclarants pour qui le facteur d'équivalence est positif devrait surtout refléter l'évolution du pourcentage des déclarants participant à un RPA.

2 Les renseignements sur les cotisations des particuliers à un REER remontent à l'année 1982, tandis que ceux relatifs aux cotisations des particuliers à un RPA remontent à l'année 1986.

3 Les pourcentages fournis par la banque DAL sont moins élevés que ceux de l'EA et de l'EDTR pour deux raisons. Premièrement, le dénominateur utilisé dans la banque DAL (le nombre de déclarants dont les gains annuels sont d'au moins 1 000 $ en dollars constants de 1994 selon DAL, par rapport au nombre de travailleurs occupant leur emploi principal en mai selon l'EA et l'EDTR) est supérieur à celui utilisé dans l'EA et l'EDTR. Deuxièmement, les déclarants cotisant à un RPA ne sont qu'un sous-ensemble de tous les membres d'un RPA.

4 Outre l'industrie et l'affiliation syndicale, Morissette et Drolet (2001) incluent dans leur analyse des contrôles pour la profession, la province, l'âge et le régime de travail à temps partiel.

5 Chez les employés dont on connaît le secteur d'emploi (96 % des employés de l'échantillon transversal tiré de l'EDTR de 1997), cette uniformisation fait passer de 46,3 % à 44,7 % la protection globale offerte par un RPA d'après l'EDTR.

6 Idéalement, on définirait l'équation (3) pour les personnes âgées de 15 à 64 ans, mais ce n'est pas possible car la Base de données sur les régimes de pension au Canada ne fournit pas de renseignements sur l'âge.

7 Entre 1991 et 2004, le pourcentage de jeunes couples ayant au moins un RPA a reculé de 3,4 points de pourcentage, alors que la proportion de jeunes hommes mariés ayant un RPA a chuté de 6,4 points.

8 Le pourcentage de couples dans la force de l'âge dont les deux conjoints cotisent à un RPA est passé de 11 % en 1986 à 14 % en 2004.

9 Les cotisations à un REER comprennent les cotisations à des REER collectifs et individuels. Les données fiscales ne permettent pas de distinguer ces deux catégories.

10 La hausse des cotisations des maris à un REER est le principal facteur de l'augmentation des cotisations totales versées par les couples du cinquième supérieur. Le deuxième facteur en importance est la hausse des cotisations des conjointes à un REER. Par exemple, chez les couples dans la force de l'âge, les cotisations des maris à un REER ont augmenté de 2 400 $ entre 1986 et 2004, alors que celles des femmes ont augmenté de 1 500 $. Par contre, dans le cinquième inférieur, les cotisations des maris à un REER sont restées inchangées, alors que celles des femmes ont progressé modestement de 200 $.

11 La stagnation de l'épargne-retraite des familles dans les tranches inférieures de la répartition des gains s'explique peut-être par le fait que certaines sont peu encouragées à épargner en vue de la retraite, compte tenu de la structure actuelle des programmes de transfert axés sur les personnes âgées (pour plus de détails, voir Shillington, 1999). Ou encore, la stagnation de leurs gains familiaux peut avoir freiné leur épargne-retraite (graphique D).

12 Les taux d'épargne-retraite n'ont guère varié chez les familles des cinquièmes inférieur et supérieur. Chez celles du cinquième intermédiaire, les taux ont progressé légèrement, passant de 5,1 % en 1986 à 6,3 % en 2004.

■ Documents consultés

FRENETTE, Marc, David A. GREEN et Garnett PICOT. 2006. « Rising income inequality in the 1990s: An exploration of three data sources », *Dimensions of Inequality in Canada*, publié sous la direction de David A. Green et Jonathan R. Kesselman, Vancouver, University of British Columbia Press, chapitre 3.

FRENKEN, Hubert. 1996. « The impact of changes in the Canada Pension Plan on private pensions », *Canadian Business Economics*, vol. 4, n° 4, été, p. 65 à 74.

FRENKEN, Hubert. 1995. « Régimes de pension et REER : aide fiscale », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 4, hiver, n° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada, p. 9 à 14.

MORISSETTE, René, et Yuri OSTROVSKY. 2005. « The instability of family earnings and family income in Canada, 1986-1991 and 1996-2001 », *Analyse de Politiques*, vol. 31, n° 3, p. 273 à 302. Également publié en français sous le titre *L'instabilité des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001*, n° 11F0019MIF2005265 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 265.

MORISSETTE, René, et Marie DROLET. 2001. « Pension coverage and retirement savings of young and prime-aged workers in Canada, 1986-1997 », *Revue canadienne d'économique*, vol. 34, n° 1, p. 100 à 119. Également publié en français sous le titre *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite chez les jeunes travailleurs et les travailleurs d'âge intermédiaire au Canada, 1986-1997*, n° 75F0002MIF2000009 au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Division de la statistique du revenu : documents de recherche », n° 9.

MYLES, John. 2000. « La maturation du système de revenu de retraite du Canada : niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés », n° 11F0019MPF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Direction des études analytiques : documents de recherche », n° 147, 24 p.

SHILLINGTON, Richard. 1999. « The dark side of targeting: Retirement saving for low-income Canadians », *Commentaire de l'Institut C.D. Howe*, n° 130, septembre, 16 p.